

東洋大学学術情報リポジトリ Toyo University Repository for Academic Resources

賃金格差の市場要因と組織要因--戦間期日本における農工間賃金格差の分析から

著者	斎藤 孝
著者別名	Saito Ko
雑誌名	経済論集
巻	28
号	1
ページ	159-169
発行年	2002-12
URL	http://id.nii.ac.jp/1060/00005381/

賃金格差の市場要因と組織要因

～戦間期日本における農工間賃金格差の分析から～

斎 藤 孝

1. はじめに
2. 賃金格差の理論分析と戦間期日本の労働市場
3. 実証分析
 - 3-1. 賃金格差説明式の推計
 - 3-2. 賃金格差の要因分解
4. 結論

1. はじめに

本論の目的は、両大戦間期（1920～1930年代）の日本における農工間賃金格差の分析に依拠しつつ、近代・伝統部門間の賃金格差の形成に果たす組織要因と市場要因の役割について考察することにある。

近代部門・伝統部門間の賃金格差の発生は、1国の経済成長の仮定において広く見られる現象であるが、その要因は大まかに2つに分けられるものと考えられる。1つは労働組合などの制度的な枠組みの存在によるものであり組織要因とよぶことができる。もう1つは近代・伝統部門間の労働移動や労働市場の需給の状況に応じて発生する賃金格差であり、市場要因とよぶことができる。

本論では、賃金格差の市場要因と組織要因をめぐる議論をサーヴェイして賃金格差を説明する簡単なモデルを構築し、戦間期の日本のデータを用いて実証分析を行い、組織要因と市場要因が共に賃金格差の形成に影響を与えていたが、特に労働組合活動に代表される近代部門の組織要因の影響力が無視し得ないものであったという見解を提示する。

本論の構成は次のとおりである。続く2節では、賃金格差の市場要因と組織要因をめぐる議論をサーヴェイして賃金格差についての簡単な説明式を構築し、さらに戦間期日本の労働市場の一般的状況に照らし合わせて、説明式の妥当性を検討する。第3節では、実際のデータを用いて計量分析

を行い、市場要因と組織要因の賃金格差への影響力を定量的に検討する。第4節は結論とする。

2. 賃金格差の理論分析と戦間期日本の労働市場

近代部門・伝統部門間の賃金格差の要因については多様な議論が存在するが、ここではおおまかに市場要因と組織要因の2つの観点に整頓して、以下順に見てゆくことにしよう。

市場要因は、Reder (1955), 南 (1970), Stiglitz (1974), Salop (1979), Harris = Todaro (1980), 尾高 (1984) などに見られる、近代・伝統部門それぞれにおける労働の需給に着目するものである。その説明は、およそ次のようなものである。

近代部門の労働市場においては、労働者の訓練には多くの費用がかかるため、労働者の離職を抑制する手段として高賃金が支払われることになる（効率賃金仮説）。また、近代部門においては財市場における不完全競争、技術進歩などにより不況期においても労働需要は比較的安定的であるために、賃金があまり下がらない。これに対して、伝統部門の労働市場は不熟練労働が多く訓練費用も低く、また財市場は競争的であり、景気変動に対して労働需要がかなり弾力的に変化する。したがって賃金も大きく低下する。

さらに、近代部門においては効率賃金の存在などにより、市場の需給を均衡させるような水準に賃金につかない可能性があるのに対して、伝統部門においては、東畑 (1956) の全部雇用の議論が示すように、雇用がかなり柔軟であり、不況期にも失業者はほとんど発生しない。したがって近代部門の労働者は、企業外における雇用機会を考慮して賃金交渉に参加するであろうし、また伝統部門から近代部門へ移動する労働者は、近代部門で働くための熟練を身につける費用のみならず、失業の可能性をも考慮して移動の意思決定をすることになる。

以上のことから、賃金格差は離職率の低下とともに拡大し、いっぽう労働市場の需給の指標（失業率、殺到率など）の悪化とともに拡大することになる。

組織要因は、尾高 (1966), 尾高 (1984) などにおいて議論されているように、労働組合、工場委員会などの組織・制度要因に着目するものである。労働組合などの組織率の高い近代部門において、労働者の交渉力が上昇すると、いったんは賃金が増える。労働者は普通、賃金決定への影響力は持っているが、雇用に対する影響力は持っていないので、賃金上昇は近代部門の雇用を減少させる。このようにして近代部門の雇用吸収力が低下すると、多くの労働者が労働組織率の低い伝統部門に滞留し、伝統部門の賃金を引き下げ、賃金格差が発生することになる。

以上の議論をまとめると次のようになる。近代部門の名目賃金を W_M 、伝統部門の名目賃金を W_T 、近代部門における雇用確率を p 、近代部門の労働者に対して支払われるプレミアムを μ として、近代部門で雇われなかった労働者は伝統部門に吸収されるとすれば、次が成り立つ。

$$pW_M + (1-p)W_T = (1+\mu)W_T \quad (1)$$

すなわち、近代部門の労働市場における期待賃金（1の左辺）は、近代部門の留保賃金（伝統部門の賃金）にプレミアムを付加したものに等しい。上にも述べたように、近代部門における労働には熟練形成の必要があり、しかも近代部門には労働組合などのインサイダーが存在するため、プレミアムが解消するところまで労働移動が続くことはない。

さて、(1)から次が導かれる。

$$pW_M = (\mu + p)W_T \quad (2)$$

ここで近代部門における雇用確率 p は、次のように表される。

$$\begin{aligned} p &= p(V, U), \\ \frac{\partial p}{\partial V} &\leq 0, \quad \frac{\partial p}{\partial U} \leq 0 \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 U は労働組合数などの近代部門における労働運動の指標、 V は殺到率、失業率などの労働市場の需給を示す指標である。(3)は、労働市場の需給が緩和するほど、そして近代部門において労働運動が活発化するほど、近代部門における雇用確率が下がることを示している。いっぽう近代部門のプレミアム μ は、次のように表される。

$$\begin{aligned} \mu &= \mu(V, R, U), \\ \frac{\partial \mu}{\partial V} &\leq 0, \quad \frac{\partial \mu}{\partial R} \leq 0, \quad \frac{\partial \mu}{\partial U} \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 R は近代部門の離職率を示している。(4)は、労働市場の需給が逼迫するほど、近代部門の企業が労働者を引きとめようとするほど、そして近代部門の労働者の組織的交渉力が上昇するほど、留保賃金 W_T に対するプレミアムが上昇することを示している。

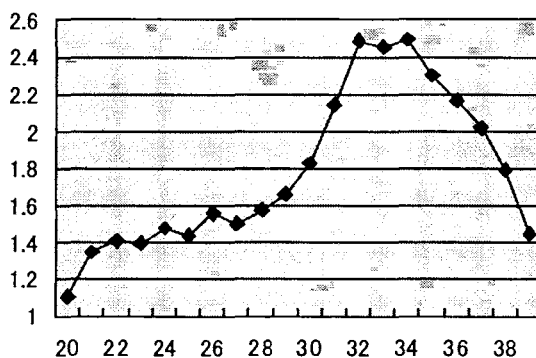
(2)、(3)、(4)より賃金格差 $WD \equiv W_M / W_T$ を次のように表せる。

$$WD = 1 + \frac{\mu(V, R, U)}{p(V, U)} \quad (5)$$

(5)から、近代部門の離職率 R の低下、および労働組合数 U の増加により賃金格差が拡大することが分かる。また、プレミアム μ の V に対する弾力性があまり大きくなければ、殺到率 V の上昇は賃金格差を拡大させると言える。

次に、(5)に示した各要因の戦間期における動態について概観しよう (WD , V , R , U それぞれのデータの出所、加工法については後出の第3-1節にある説明を参照されたい)。第1に図1に示すように、農工間賃金格差 WD は1930年代の前半を頂点とする逆U字型の動きを示し、特に1930年代の前半には2.5近くに達している。

図1 農工間賃金格差の推移

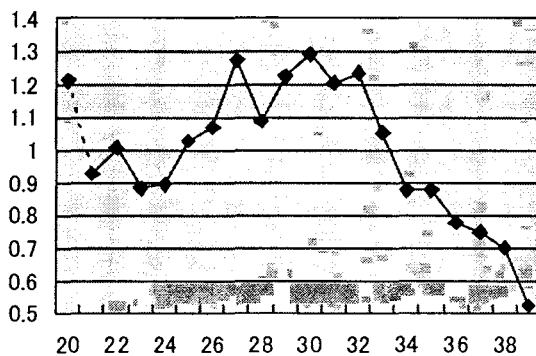


出典；後述 第3-1節のWDについての説明（WD 1）を参照されたい。

この背景には、南（1970）、尾高（1984）において説明されているように、近代部門においては高度な導入技術へ対応し得る熟練労働への需要は旺盛であり、子飼いの労働力を雇って企業内において訓練を施すことが一般化して、不況期にも賃金はあまり下がらないか、むしろ上昇さえしたのに対して、農業をはじめとする伝統部門においては、過剰な労働力の滞留と賃金の低落にさらされていた、ということがある。

第2に図2によって全国の殺到率 V の動きをみると、1920～1921年の戦後恐慌による急激な下落を除けば、1930年代はじめを頂点とする逆U字型のトレンドを示している。

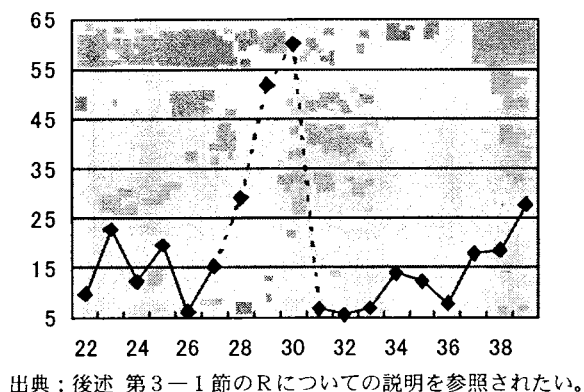
図2 全国殺到率の推移



出典；後述 第3-1節のVについての説明を参照されたい。

第3に近代部門の離職率 R については、包括的なデータが得られないという難点があるのだが、ここでは三菱系4工場（長崎造船、神戸造船、彦島造船、長崎兵器）の離職率で代表させることとしよう。各工場のデータから著者が計算した平均離職率（単位％、各工場の職工数ウェイト）が図3に示されている。

図3 三菱系4工場の平均離職率の推移



これによると、尾高（1984）においても議論されているように、1928～1930年の急上昇を除けば、おおまかには1930年代の前半を底とするU字型の動きを示していると見なしてよいだろう¹⁾。

最後に労働組合数 U によって労働組織の様子をみると、図4に示すように1930年代前半を中心に、逆U字型の動きをしていることが分かる。

図4 労働組合数の推移

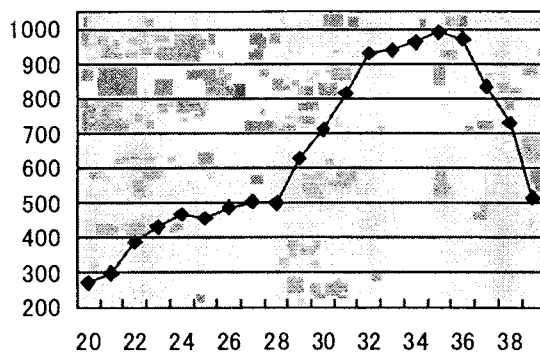


図1と図4を見比べれば分かるように、農工間賃金格差と労働組合数は極めて似た動きをしている（相関係数は0.96と非常に高い）ことに注意すべきである。

以上から、上に示した賃金格差の説明式(5)は、全体としては十分な説明力を持っていると予想される。

3. 実証分析

3-1. 賃金格差説明式の推計

ここでは前節において提示した(1)を推計することにより、戦間期の日本における農工間賃金格差の形成について、市場要因と組織要因の果たした役割について検討する。

まず(5)を対数線形近似することにより、

$$\log WD = a + v \log V + r \log R + u \log U, \\ u \geq 0, r \leq 0 \quad (6)$$

を得る²⁾。

次に、推計に用いたデータについては次のとおりである。

WD；工業賃金 W_i のデータとして『長期経済統計』第8巻 p. 247第27表の製造業総合男子（単位＝円）、および日本銀行『労働統計』の2種類を用意した。農業賃金 W_r のデータとして『長期経済統計』第9巻 p. 220第34表の男子日雇（単位＝円）を使用した。賃金格差は工業賃金を農業賃金で除したものである。女子については格差形成への寄与がはるかに低いので除外した。以下では、『長期経済統計』から計算された賃金格差をWD1、『労働統計』から計算された賃金格差をWD2とする。

以下では工業賃金に2種類のデータを採用したことについて、理由を説明しよう。

まず、工業賃金について、『長期経済統計』においては、工業賃金の推計は賃金の変動を日本銀行『労働統計』に帰せしめ、賃金の水準を内閣統計局『労働統計実地調査』に帰せしめて推計している。ところで『労働統計実地調査』は、職工数30人以上（ただし1938年は50人以上）の工場・事業所についてのものである。そこで、この賃金データには、都市の小・零細工場、下請工場、農村工業などの伝統部門に近いものが含まれているかどうかが問題となる。

よく知られているように、戦前の賃金統計によっては企業規模別の賃金格差の時系列を得ることは不可能である。（尾高[1984]p. 81）ただ、戦間期の小零細工場や農村工場は従業員5人未満のものを指すと考えてよいから、小零細工場については問題ない。（尾高[1984]pp. 161）

しかし、下請工場にはごく少数ながら、比較的規模の大きなものもあり、下請工場を完全にクリアするには、職工数50人以上の工場のデータをとるのがよい。（橋本[1984]p. 272）戦間期の賃金データでこの理想に最も近いのは、日本銀行『労働統計』である。この統計は、職工数40～50人以上の工場を対象としており、1922年以降の年次データを得ることができる。

もっとも、戦前期において規模30人以上の下請工場は非常に少ないことが知られている。（大阪市について藤田敬三[1965] pp. 58-59）このことは、職工数30～40人規模の工場の中にも、近代部門に近い工場がかなり存在していた可能性を示唆している。この点に鑑み、本論では『労働統計』

と『長期経済統計』とを併用することにした。

V; 南・尾高 (1972;p. 192) 第VI-5表の全国殺到率, ただし対数値を正にするために原数値を10倍した。

R; 尾高編 (1978;p. 10~18) 第4表に掲載されている, 三菱系4工場 (長崎造船, 神戸造船, 彦島造船, 長崎兵器) の1922~1939年における職工離職率の加重平均 (単位%, ウェイトは各工場の職工数が全工場の総職工数に占める割合)

U; 労働運動史料委員会 (1959)『日本労働運動史料』第10巻 p. 424VI-1表によった。労働者の組織的交渉力のこのような指標化は, 戦後日本の製造業の賃金決定過程および産業間賃金格差を分析した小野旭 (1973) 第5, 9章においても行われている。ただしそこでは, 指標として労働組合の組織率が用いられている。もっとも戦前の組合組織率のデータは推定値であり, しかも1920年代後半以降しか得られので, ここではデータの完全な労働組合数を使用することにした。

以上のデータから, 1922~1939年の期間について, (6)を推計した結果は次のようである。

$$\log WD1 = \underset{(-13.253)}{-3.418^{**}} + \underset{(2.261)}{0.098^{*}} \log V - \underset{(-3.051)}{0.048^{**}} \log R + \underset{(18.126)}{0.605^{**}} \log U$$

$$\bar{R}^2 = 0.959, \quad DW = 1.710 \quad (Q1)$$

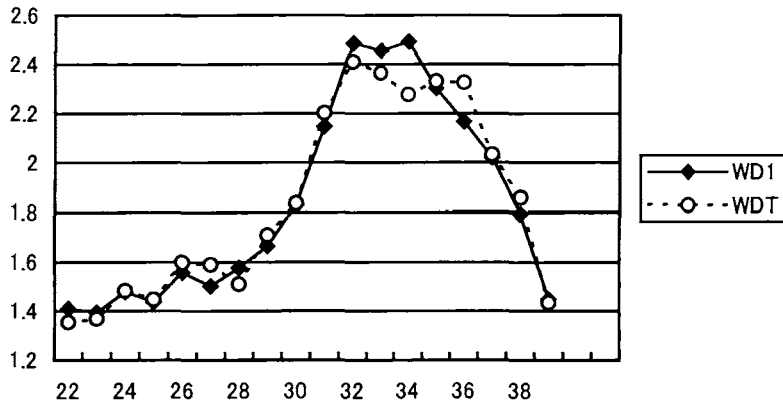
$$\log WD2 = \underset{(-15.357)}{-3.556^{**}} + \underset{(1.626)}{0.064} \log V - \underset{(-3.284)}{0.047^{**}} \log R + \underset{(21.637)}{0.648^{**}} \log U$$

$$\bar{R}^2 = 0.971, \quad DW = 1.984 \quad (Q2)$$

ただし, $WD1$ は『長期経済統計』から計算された賃金格差, $WD2$ は『労働統計』から計算された賃金格差, 係数の下の括弧内はt値である。係数の右肩のアスタリスクは, *が5%有意, **が1%有意を表している。(Q2)における殺到率Vの係数以外はすべて有意であり, 符号も理論分析の示唆するところと矛盾しなかった。決定係数は高く, 系列相関の発生の可能性も低い。以下ではすべての係数が有意であった(Q1)を用いることにする。

図5は, (Q1)から計算された賃金格差の理論値 $WD T$ と賃金格差の実測値 $WD I$ を描いたものである (図中の白丸点線が $WD T$)。(Q1)の決定係数は高いが, 理論値 $WD T$ のフィットは良好と言える。

図5 賃金格差の理論値と実測値の比較



3-2. 賃金格差の要因分解

次に、前節で推計した(Q1)を用いて、賃金格差の最も拡大した1930年代前半について賃金格差の要因分解を行い、賃金格差の形成に市場要因（ V 、 R ）と組織要因（ U ）の果たした役割について検討する。

(Q1)から次の要因分解式が導かれる。

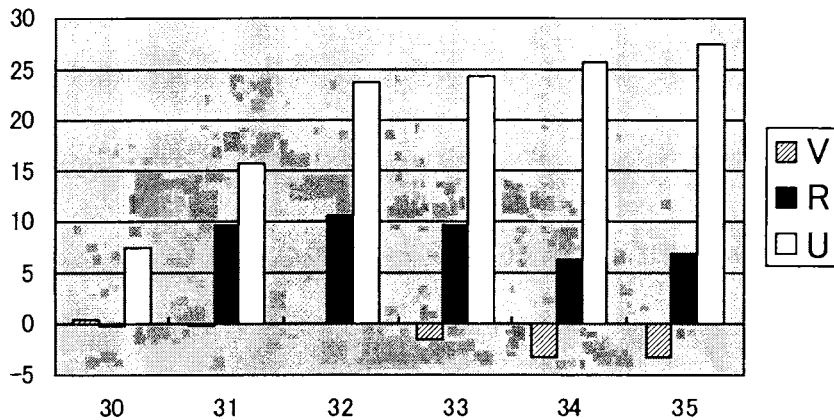
$$\log\left(\frac{WD1_t}{WD1_{t-1}}\right) = 0.098 \log\left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right) - 0.048 \log\left(\frac{R_t}{R_{t-1}}\right) + 0.605 \log\left(\frac{U_t}{U_{t-1}}\right) \quad (7)$$

ただし、添え字 t は時点を表す。(7)から分かるように、殺到率、離職率の1%の変化は、賃金格差をそれぞれ0.098%、0.048%変化させるのに対して、労働組合数の1%の変化は賃金格差を0.6%変化させる。組織要因の賃金格差への影響力の大きさを示していると言えよう。

(7)による1930～1935年についての要因分解の結果が図6に示されている。図6は各要因の累積寄与を描いたものである。累積寄与と言うのは、1930年を起点として、客年における各要因の寄与を順次たし合わせたものである（単位は%）。

図6によれば、市場要因のなかでは離職率 R の寄与が大きく、殺到率 V は、ほとんど格差形成に寄与していないことが分かる。（1932年時点において、 V は0.07%、 R は10.68%の寄与）

図6 賃金格差の各要因の累積寄与



これに対して組織要因の寄与は大きく、1932年時点で23.68%に達している。本節における分析結果からすれば、昭和恐慌期における農工間賃金格差の形成に、近代部門における労働者の交渉力が無視できない影響を与えていたと考えるべきであろう。

4. 結論

本論においては、両大戦間期の日本における農工間賃金格差の分析に依拠しつつ、賃金格差の市場要因と組織要因についての議論をサーヴェイして賃金格差の説明式を構築し、データによって市場要因と組織要因が格差形成に果たした役割について検討した。その結果、1930年代前半の昭和恐慌期において、市場要因のなかでも近代部門の離職率は一定の影響をもったが、むしろ近代部門における労働者の交渉力（組織要因）の影響が無視できないことを明らかにした。

最後に今後の課題について触れておこう。本論においては、労働市場の需給要因を示す指標として殺到率を用いたが、労働市場の需給は財の価格、人口、技術などの様々な要因によって影響を受ける。したがって賃金格差の市場要因と組織要因を比較するためには、財価格、人口などの労働市場の需給に影響を与える諸要因を取り入れたモデルを構築する必要がある。

注

- 1 尾高 [1984] pp. 201～209によれば、1928～1930年における離職率の急激な変化は、ロンドン軍縮条約（1930）の長崎造船・長崎兵器への影響によるものと考えられる。
- 2 ここで定数 a , v , r , u は、次のように与えられる。

$$a \equiv 1 + \frac{\mu_0}{p_0} + \frac{\mu_0}{p_0 + \mu_0} (-v \log V_0 + r \log R_0 - u \log U_0)$$

$$v \equiv \frac{\mu_0}{p_0 + \mu_0} (\phi_p^0 - \phi_\mu^0)$$

$$r \equiv -\frac{\mu_0}{p_0 + \mu_0} \lambda_\mu^0$$

$$u \equiv \frac{\mu_0}{p_0 + \mu_0} (\varepsilon_p^0 + \varepsilon_\mu^0)$$

ただし p_0 , μ_0 , ϕ_p^0 , ϕ_μ^0 , λ_μ^0 , ε_p^0 , ε_μ^0 はそれぞれ, V , R , U の初期値 V_0 , R_0 , U_0 における p の値, μ の値, p の V に対する弾力性の値, μ の V に対する弾力性の値, μ の R に対する弾力性の値, p の U に対する弾力性の値, μ の U に対する弾力性の値である。

【参考文献】

1. 梅村又次・山田三郎・速水祐次郎・高松信清・熊崎実[1966], 「農林業」, 『長期経済統計』第9巻, 東洋経済新報社.
2. 大川一司・野田孜・高松信清・山田三郎・熊崎実・塩野谷裕一・南亮進[1967], 「物価」『長期経済統計』第8巻, 東洋経済新報社.
3. 尾高煌之助[1966], 「労使関係の経済学」, 『一橋論業』, 56巻3号, pp. 266-287.
4. 尾高煌之助編[1978], 『旧三菱重工の労働統計: 明治17-昭和38年』, 一橋大学経済研究所統計係加工統計シリーズ18.
5. 尾高煌之助[1984], 『労働市場分析』, 岩波書店.
6. 小野旭[1973], 『戦後日本の賃金決定』, 東洋経済新報社.
7. 東畑精一[1956], 「農業人口の今日と明日」, 有沢廣巳・宇野弘蔵・向坂逸郎編『世界経済と日本経済』, 岩波書店, pp. 211-236.
8. 日本銀行『労働統計』1922~1939客年版.
9. 橋本寿朗[1984], 『大恐慌期の日本資本主義』, 東京大学出版会.
10. 藤田敬三[1965], 『日本産業構造と中小企業』, 岩波書店.
11. 南亮進[1970], 『日本経済の転換点』, 創文社.
12. 南亮進・尾高煌之助[1972], 『賃金変動-数量的接近-』, 岩波書店.
13. 労働運動史料委員会編[1959], 『日本労働運動史料』第10巻.
14. Harris, J. R., and Todaro, M. P. [1970], "Migration, Unemployment, and Development : A Two - Sector Analysis," *American Economic Review*, vol. LX, pp.126-142.
15. Reder, M. W. [1955], "The Theory of Occupational Wage Differentials," *American Economic Review*, vol. XLV, pp.833-852.
16. Stiglitz, J., E. [1974], "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDC's : A

Labour Turnover Model,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 88, pp.194-227.

17. Salop, S. C. [1976], “A Model of the Natural Rate Unemployment,” *American Economic Review*, vol LXIX, pp.117-126.